

# 基于结构方程模型的休耕地管护意愿及行为分析 ——以河北省邢台市为例<sup>①</sup>

杨人豪<sup>1,2</sup>, 杨庆媛<sup>1,2</sup>, 印文<sup>1,2</sup>, 李元庆<sup>1,2</sup>

(1 西南大学地理科学学院, 重庆 400715; 2 西南大学绿色低碳发展研究所, 重庆 400715)

**摘要:** 实行耕地休耕是我国近年对耕地保护和耕地利用转型的重大国家战略, 而农户对休耕地进行管护是保证耕地休耕生态效应的重要前提。研究选取河北省邢台市2个乡镇12个村为分析样本, 建立农户特征、家庭特征、认知意识、耕地利用状况等影响因素集合, 利用结构方程模型对农户参与休耕地管护的意愿及行为选择进行分析。结果表明: (1) 有无经济补偿对农户休耕管护意愿影响较大。(2) 影响农户对休耕地管护的意愿和行为的潜在变量不尽相同, 但认知意识对两者均起较大作用。(3) 党员身份、村干部身份、家庭总人数、农户心中的耕地保护责任人、对休耕政策的满意程度、对休耕地管护技术的了解程度、耕地面积、粮食种植比例等指标变量对休耕地管护意愿及行为产生正向影响; 农户年龄、非农就业劳动力数量、家庭收入、耕地破碎度等指标变量对休耕地管护意愿及行为产生负向影响。研究结果为进一步扩大和推进耕地休耕制度落地实施提供参考: 建议拓宽政策宣传渠道, 完善休耕地管护的补偿方式; 加强管护技术培训, 激发农民对休耕地管护的热情; 提高其管护的能力, 保障耕地休耕的效果。

**关键词:** 休耕地管护; 农户意愿; 行为; 结构方程模型; 邢台市

耕地是农业生产发展最重要的资源<sup>[1]</sup>。近年来, 伴随着快速城镇化进程, 我国耕地资源面临数量减少、质量下降、生态退化等多方面问题, 保护和利用方式亟待转型。实行耕地休耕不仅是保持土壤质量、恢复地力的重要手段, 也是让耕地休养生息的长期过程<sup>[2]</sup>。作为耕地休耕制度一项重要内容, 休耕期间土地的管护是保证休耕生态效应实现的重要保障, 主要体现在耕地质量提升和产能提升等方面。农户作为耕地直接使用者, 是休耕地管护的重要主体<sup>[3]</sup>。辨识农户管护意愿及行为选择的影响因素, 探究如何激发农户对休耕地管护的热情, 增强其对休耕地的管护能力, 对于推进耕地休耕制度的实施具有重要意义。

国外关于农户保护耕地意愿及行为研究集中在支付标准及影响因素方面。KASHIAN<sup>[4]</sup>通过衡量成本与收益分析土地所有者的保护耕地的支付标准

意愿, ANDROKOVICH<sup>[5]</sup>认为公众支持与农户保护耕地意愿密切相关, GREINER<sup>[6]</sup>和 CHRISTENSEN等<sup>[7]</sup>学者认为农户自身条件的差异对其参与政府引导的农业行为态度和动机存在重要影响。国内以耕地为对象的农户意愿及行为研究文献中较多关注耕地生态补偿、耕地保护及补偿、耕地流转等。研究发现, 包括农户性别、文化程度、家庭年收入在内的农户特征与包括耕地面积、耕地质量、耕地周边景观等在内的耕地特征均对农户的耕地生态补偿的意愿产生明显影响<sup>[8-9]</sup>。除此之外, 对政策的认知程度不同也成为农户参与意愿的重要原因<sup>[10]</sup>。区位条件、农户文化程度、兼业程度、耕地细碎化程度、政策条件等被认为是影响农户耕地保护意愿及预期补偿标准的重要因素<sup>[11-12]</sup>; 有的学者从资源禀赋、生计资产、生计成本等视角分析农户参与耕地保护的意愿<sup>[13-15]</sup>; 进而有学者将农户耕地保护意愿的影响因

① 收稿日期: 2019-04-24; 修订日期: 2019-10-27

基金项目: 国家社会科学基金重大项目(15ZDC032)

作者简介: 杨人豪(1992-), 男, 四川达州人, 硕士研究生, 主要研究方向为土地利用与国土规划. E-mail: swuyrh@126.com

通讯作者: 杨庆媛(1966-), 女, 云南腾冲人, 教授, 博士生导师, 主要研究方向为国土资源与区域规划, 土地经济与政策.

E-mail: yizyang@swu.edu.cn

素划分为基础性因素(家庭特征)、核心因素(经济价值认识)、关键因素(用途转换收益)、导向性因素(政策特征)等类型<sup>[16]</sup>。农户类型、家庭收入、非农劳动就业、土地面积等因素被认为更能影响农户对耕地流转的决策<sup>[17-19]</sup>。

对于耕地管护的研究,现有文献主要集中在退耕还林地的管护,以及土地整治后的新增耕地管护等方面,并且主要探讨管护的投资<sup>[20]</sup>、措施<sup>[21]</sup>、效率<sup>[22]</sup>、效果<sup>[23]</sup>,有少量文献讨论了土地整理项目实施后耕地管护意愿的影响因素<sup>[24-25]</sup>,鲜有对于休耕地管护及意愿的研究。主要研究方法包括 logistics 回归、Logit 模型、交易费用模型等,结构方程模型也逐步被运用到农户意愿及影响因素的分析中<sup>[26-28]</sup>。本文在前人研究耕地生态补偿、耕地保护及补偿、耕地流转等的农户意愿及行为基础上,利用河北省邢台市调研数据,通过构建结构方程模型对农户休耕地管护的意愿及行为进行探讨,以期准确判断影响农户休耕地管护意愿及行为的因素,进一步分析其意愿及行为选择,为制定休耕地管护的政策提供依据。

## 1 研究区概况

邢台市(36°50'~37°47'N,113°52'~115°49'E)地处河北省南部,紧邻石家庄、邯郸、衡水。邢台市处于太行山脉与华北平原的交汇地带,自西向东分别为山地、丘陵、平原地貌,平原地貌占70%以上;属于暖温带亚湿润季风气候,四季分明,年平均气温为12~14℃,降水集中,多年平均降水量为525.10mm;土壤类型较多,以潮土为主。

邢台市是河北省的农业大市,素有“棉海粮仓”之称,2016年末户籍总人口780.39×10<sup>4</sup>人,耕地面积64.70×10<sup>4</sup>hm<sup>2</sup>,粮食产量444.79×10<sup>4</sup>t,农业产值293.4×10<sup>8</sup>元,农业产业化经营率达到69.1%。邢台市是河北省耕地休耕任务部署的六大区域之一,2016年的总任务为2.32×10<sup>4</sup>hm<sup>2</sup>,占河北省2016年休耕试点总任务12.07×10<sup>4</sup>hm<sup>2</sup>的19.22%,是河北省推行耕地休耕政策的重点地区。根据典型性和分类代表性原则,课题组在邢台市巨鹿县、平乡县利用随机抽样方法对样本村进行选择,确定调研区域为:巨鹿县王虎寨镇田寨村、后路寨村,阎疃镇宋家庄村、东阎庄村、孟家庄村,巨鹿镇大官庄村;平乡县寻召乡北流渠村、前流渠村、大马康

村,丰州镇张冯马村、许冯马村、西田村。

## 2 研究方法与数据处理

### 2.1 研究方法

结构方程模型(Structural Equation Model, SEM)融合了传统多变量统计分析中“因素分析”与“线性模型之回归分析”,可以对各种因果模型进行模型辨识、估计和验证<sup>[28]</sup>。在结构方程模型中有两个基本模型:测量模型(measured model)和结构模型(structural model)。

测量模型是由潜在变量和观察变量组成的线性函数。观察变量是可以通过量表或者问卷等测量工具直接获取的数据,潜在变量由若干观察变量确定,可分为外衍潜在变量和内衍潜在变量。测量模型通常表示为:

$$x = \Lambda x \xi + \delta \quad (1)$$

式中: $x$ 表示由 $p$ 个外源指标组成的 $p \times 1$ 的向量; $\xi$ 是由 $m$ 个外衍潜在变量组成的 $m \times 1$ 的向量; $\Lambda x$ 表示指标变量 $x$ 在 $\xi$ 上的 $p \times m$ 的因子负荷矩阵; $\delta$ 是 $p$ 个测量误差组成的 $p \times 1$ 的误差向量。

$$y = \Lambda y \eta + \varepsilon \quad (2)$$

式中: $y$ 表示由 $q$ 个内源指标组成的 $q \times 1$ 的向量; $\eta$ 是由 $n$ 个内衍潜在变量组成的 $n \times 1$ 的向量; $\Lambda y$ 表示指标变量 $y$ 在 $\eta$ 上的 $q \times 1$ 的因子负荷矩阵; $\varepsilon$ 是 $q$ 个测量误差组成的 $q \times 1$ 的误差向量。

结构模型即是潜在变量因果关系模型的说明。结构模型通常表示为:

$$\eta = B \eta + \Gamma \xi + \zeta \quad (3)$$

式中: $\eta$ 、 $\xi$ 分别表示内衍潜在变量和外衍潜在变量; $B$ 是 $n \times n$ 的系数矩阵,表示内衍潜在变量间的关系; $\Gamma$ 是 $n \times m$ 的系数矩阵,表示外衍变量对内衍变量的影响; $\zeta$ 代表结构方程的残差项,反映了 $\eta$ 在方程中未被解释的部分。

农户对休耕地进行管护的意愿、行为和影响因素属于不便于直接观察和测量的潜在变量,但可以用一些外显指标去测度。传统的logistics等回归模型难以同时估计潜在变量和观察变量,结构方程模型能够很好地将测量和分析整合,不仅可以估计测量过程中指标变量的测量误差,还可以估计测量的信度和效度,可以弥补传统模型的缺陷<sup>[26]</sup>。

2.2 变量选择与数据来源

调研问卷中问题设计先对已有文献筛选 CNKI 中关于“农户意愿”、“农户行为”的 177 篇文章涉及到的影响因子进行频数统计, 优先考虑频数较高的因子, 并结合邢台市实际情况, 最终选取 23 个变量作为本次调查农户对休耕地管护意愿及行为的影响因素。其中农户个人情况包括年龄、文化程度、健康状况、是否为户主, 是否党员, 是否为村干部; 农户家庭情况包括家中劳动力数量、劳动力比例、家庭赡养老人数量、家中抚养小孩数量、家庭非农就业数量、家庭收入、家庭非农收入比例、是否拥有农业机械; 农户对休耕政策的认知情况包括农户心中的耕地保护责任人、对休耕政策的满意程度、对休耕地管护技术的了解程度、对管护学习途径、对休耕补偿标准意识; 耕地利用情况包括耕地面积、地块数量、粮食种植比例、耕地破碎度。

本研究数据来源于课题组 2016 年对河北省邢台市巨鹿县、平乡县 12 个村的农户关于耕地休耕政策的调研。此次调研采取参与式农村评估 (participatory rural appraisal, PRA) 中半结构访谈方式, 对随机选取的农户进行个人情况、家庭情况、休耕政策的认知情况和耕地利用情况等进行调查并记录。总共访谈农户 316 户, 回收问卷 316 份, 剔除无效问卷和异常问卷, 剩余有效问卷 295 份, 有效率为 93.35% (表 1)。

2.3 数据处理

利用 SPSS19.0 对数据进行信度检验, 得到

Cronbach's  $\alpha$  为 0.72, 总体信度达到标准要求; 再进行 KMO (Kaiser-Meyer-Olkin) 统计量检验和 Bartlett 球形检验, 得到  $KMO = 0.608 (>0.5)$ , Bartlett 球形检验值为 0.000 ( $<0.001$ ), 结果显著, 适合进行因子分析。利用主成分分析法, 模型正交旋转迭代 5 次后收敛, 将变量按照“任意成分上负荷均小于 0.5 或在多个成分上负荷大于 0.5”的规则进行剔除, 剩余 12 个因子, 4 个主成分, 累计解释总方差为 71.635% (表 2), 原有变量信息丢失较少, 因子分析效果较为理想。

在探索性因子分析的基础上, 利用 SEM 模型进行验证性因子分析, 需辨析潜在变量和观察变量。将影响休耕地管护意愿及行为的因素分为 4 个二阶潜在变量 (表 3)。相应地, 农户休耕地管护意愿及行为也成为 2 个一阶潜在变量。

2.4 研究假说

根据已有研究<sup>[11-19]</sup>, 筛选指标, 进而通过因子分析方法析出与休耕地管护意愿及行为关系最为密切的农户特征 (FC)、家庭特征 (FHC)、认知意识 (MC)、耕地利用状况 (CLC) 4 个潜在变量及 12 个观察变量, 成为构建研究假说的基础。基于此, 本文提出假说  $H_1 \sim H_9$ :

$H_1$ : 农户特征 (FC) 可能对休耕地管护意愿 (WH) 产生显著影响。

$H_2$ : 农户特征 (FC) 可能对休耕地管护行为 (BEH) 产生显著影响。

$H_3$ : 农户家庭特征 (FHC) 可能对休耕地管护意愿 (WH) 产生显著影响。

表 1 问卷分布

Tab.1 Distribution of survey location

县	村	发放 问卷	回收 问卷	有效率 / %
巨鹿县	王虎寨镇后路寨村	27	27	100.00
	王虎寨镇田寨村	27	25	92.59
	巨鹿镇大官庄村	30	29	96.67
	阎疃镇东阎庄村	32	31	96.88
	阎疃镇孟家庄村	26	23	88.46
	阎疃镇宋家庄村	26	24	92.31
平乡县	寻召乡北流渠村	43	42	97.67
	寻召乡大马康村	15	13	86.67
	寻召乡前流渠村	23	21	91.30
	丰州镇西田村	22	20	90.91
	丰州镇许冯马村	29	27	93.10
	丰州镇张冯马村	16	13	81.25
总计		316	295	93.35

表 2 旋转成分矩阵

Tab.2 Rotated component matrix

序号	变量	成分 1	成分 2	成分 3	成分 4
1	年龄	-0.275	0.058	-0.688	0.013
2	是否为党员	-0.025	0.007	0.813	-0.046
3	是否为村干部	-0.068	-0.067	0.810	-0.018
4	家庭人口数	0.621	-0.386	0.124	-0.044
5	家庭非农就业数量	0.877	0.059	-0.060	-0.059
6	家庭收入	0.814	0.112	-0.122	-0.040
7	耕地保护责任认知	-0.053	0.110	-0.043	0.585
8	对休耕政策的满意程度	0.058	0.038	-0.181	-0.663
9	对休耕地管护技术的了解程度	-0.100	-0.142	-0.138	0.572
10	耕地面积	0.218	0.798	-0.057	-0.122
11	粮食种植比例	0.101	0.525	-0.045	0.723
12	耕地破碎度	0.040	-0.697	-0.115	-0.105



表 3 模型变量描述  
Tab.3 Variable description of model

潜在变量	观察变量	解释	预期作用方向
农户特征 (FC)	年龄 (FC1)	农户年龄 (实际输入数据)	-
	是否为党员 (FC2)	农户是否为党员身份 (1 = 是, 0 = 否)	+
	是否为干部 (FC2)	农户是否为村干部身份 (1 = 是, 0 = 否)	+
家庭特征 (FHC)	家庭人口数 (FHC1)	农户家庭成员总数 (实际输入数据)	+
	家庭非农就业数量 (FHC2)	农户家庭非农就业成员总数 (实际输入数据)	-
	家庭收入 (FHC3)	农户家庭各成员年收入总数 (实际输入数据)	-
认知意识 (MC)	农户心中的耕地保护责任人 (MC1)	农户心中的耕地保护责任人 (1 = 中央政府, 2 = 地方政府, 3 = 农村集体经济组织, 4 = 农户, 5 = 谁种地谁保护)	+
	对休耕政策的满意程度 (MC2)	农户对休耕政策的满意程度 (1 = 非常不满意, 2 = 不满意, 3 = 一般, 4 = 满意, 5 = 非常满意)	+
	对休耕地管护技术的了解程度 (MC3)	农户对休耕地管护技术的了解程度 (1 = 没听说过, 2 = 了解一点, 3 = 一般, 4 = 比较熟悉, 5 = 很熟悉)	+
耕地利用状况 (CLC)	耕地面积 (CLC1)	耕地总面积 (实际输入数据)	-
	粮食种植比例 (CLC2)	粮食播种面积与耕地总面积的比 (实际输入数据)	+
	耕地破碎度 (CLC3)	地块数量与耕地总面积的比 (实际输入数据)	-
休耕地管护意愿 (WII)	无经济补偿的管护意愿 (WII1)	在没有经济补偿前提下, 是否愿意进行休耕地管护 (1 = 是, 0 = 否)	
	有经济补偿管护意愿 (WII2)	在有经济补偿前提下, 是否愿意进行休耕地管护 (1 = 是, 0 = 否)	
休耕地管护行为 (BEH)	翻耕 (BEH1)	在休耕期间, 是否会进行翻耕 (1 = 是, 0 = 否)	
	种植绿肥 (BEH2)	在休耕期间, 是否会种植绿肥 (1 = 是, 0 = 否)	

H<sub>4</sub>:农户家庭特征 (FHC) 可能对休耕地管护行为 (BEH) 产生显著影响。

H<sub>5</sub>:休耕地管护的认知意识 (MC) 可能对休耕地管护意愿 (WII) 产生显著影响。

H<sub>6</sub>:休耕地管护的认知意识 (MC) 可能对休耕地管护行为 (BEH) 产生显著影响。

H<sub>7</sub>:耕地利用状况 (CLC) 可能对休耕地管护意愿 (WII) 产生显著影响。

H<sub>8</sub>:耕地利用状况 (CLC) 可能对休耕地管护行为 (BEH) 产生显著影响。

H<sub>9</sub>:休耕地管护意愿 (WII) 可能对管护行为 (BEH) 产生显著影响。

综上所述,本文的研究概念模型如图 1。

2.5 主要指标描述性统计

在 295 份有效问卷中,无经济补偿前提下,愿意对休耕地进行管护的农户的有 78 户,占比为 26.44%,不愿意管护的农户有 217 户,占比为 73.56%;有经济补偿前提下,愿意对休耕地进行管护的农户的有 158 户,占比为 53.55%,不愿意管护的农户有 137 户,占比为 46.45% (表 4)。

在潜在变量农户特征 (FC) 的观察变量中,受访农户年龄偏大,平均为 57.81 岁,差异较小;多数的受访农户不是党员和村干部。在农户家庭特征 (FHC)

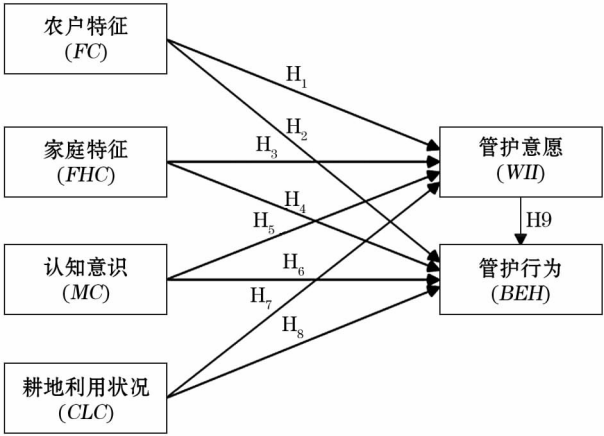


图 1 研究概念模型

Fig.1 Research conceptual model

的观察变量中,家庭人口数和非农就业人口的离散程度较低,平均为 4.26 和 1.27;但是家庭年收入的差异巨大,低至  $0.19 \times 10^4$  元,高至  $22.7 \times 10^4$  元。休耕地管护的认知意识 (MC) 方面,48.13% 的受访农户认为耕地由实际种植者保护;72.54% 的受访农户对休耕政策满意,不满意的农户占 3.38%;62.03% 的受访农户表示对休耕地管护技术仅了解一点,比较熟悉和很熟悉的农户仅占 3.05%。耕地利用状况 (CLC) 的观察变量中,耕地面积的离散度最大,平均为  $0.47 \text{ hm}^2$ ,粮食种植比例和耕地破碎

表 4 主要指标描述性统计

Tab. 4 Descriptive statistics of main variables

观察变量	样本数	平均数	标准差	中位数
FC1	295	57.81	11.27	60.00
FC2	295	1.79	0.40	2.00
FC3	295	1.91	0.28	2.00
FHC1	295	4.26	1.79	4.00
FHC2	295	1.27	1.24	1.00
FHC3	295	4.04	45 794.55	2.91
MC1	295	3.72	1.54	4.00
MC2	295	3.80	0.58	4.00
MC3	295	2.07	0.69	2.00
CLC1	295	7.04	3.91	6.00
CLC2	295	0.72	0.23	0.75
CLC3	295	0.84	0.37	0.79

度的差异较小,平均为 72.00% 和 0.84。

3 研究模型构建

3.1 模型拟合与修正

结构方程模型的构建是基于一定理论基础,借助路径图进行初始模型的描述,进而利用数据对模型进行估计检验。农户特征、农户家庭特征、农户认知意识和耕地利用状况 4 个潜在变量之间相互影响,且都对农户休耕地管护意愿及行为产生影响,构

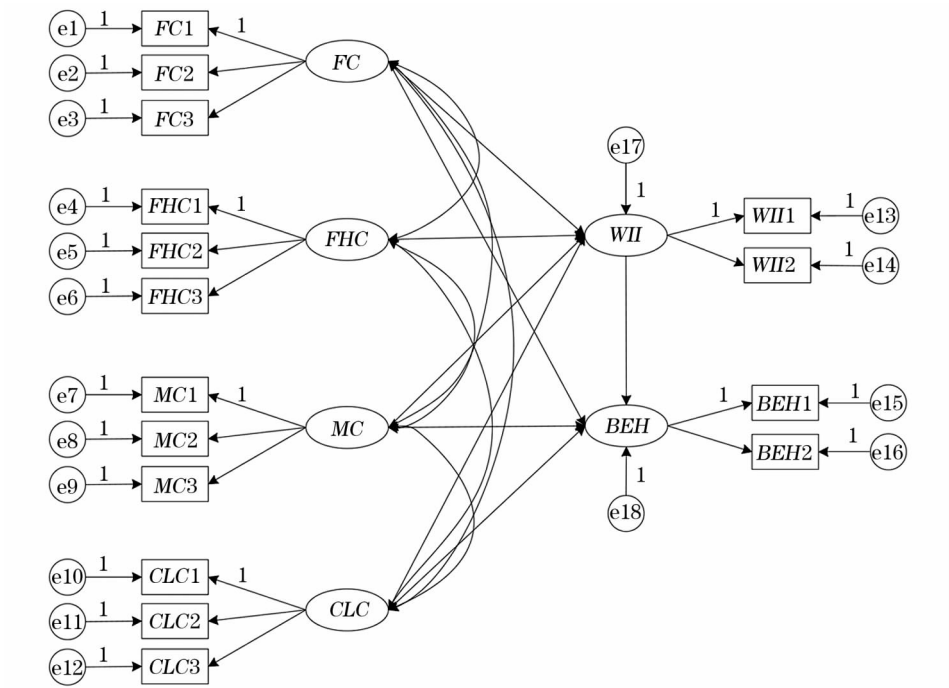
建农户意愿及行为的结构方程初始模型(图 2)。

将调研数据带入 AMOS 23.0 软件中对初始模型进行验证。模型适配程度不够理想(表 5),需进行调整。模型的修正指标表中显示  $e4 \leftrightarrow e10$ 、 $e4 \leftrightarrow e17$  和  $e5 \leftrightarrow e9$  路径的修正指标卡方  $M. I$  (Modification Indices) 值较高,增加其共变关系后,可提高模型的解释适配程度。3 条路径间也存在较强逻辑关联:承包耕地面积大致由家庭人口数决定;人口数量多,越可能存在更多劳动力去管护休耕地;非农就业人员长期不从事农业工作,很可能不了解休耕地管护的技术。与通过 3 次修正,增加这 3 条路径后,修改后模型的各适配度指标均达到适配标准<sup>[29-30]</sup>,拟合情况良好(表 5);所估计的参数均达到显著水平 ( $3.288 < t < 13.256$ ),仅一个项目的信度高于 0.50,潜在变量的平均抽取变异量大于 0.50 ( $0.532 < P_v < 0.632$ ),潜在变量的组合信度大于 0.60 ( $0.792 < P_c < 0.875$ ),标准化残差的绝对值小于 2.58 (最大为 1.056),仅 2 个修正指标大于 3.84,模型内在质量尚称理想。

3.2 增加路径分析

修正模型时增加的 3 条路径均通过显著性检验(表 6),其中 2 条路径的回归系数为正,1 条为负。

增加路径  $e4 \leftrightarrow e10$ ,通过 5% 水平下的显著性检



注:e1 到 e18 分别为 16 个观察变量及“休耕地管护意愿(WII)”和“休耕地管护行为(BEH)”的残差项

图 2 结构方程初始模型

Fig. 2 Initial structural equation model

表 5 初始模型及修改模型的适配度指标摘要  
Tab.5 Summary of initial model and adaptation model

统计检验量	适配的标准或临界值	初始模型验证结果	修改模型验证结果	模型适配判断
绝对适配指数				
$\chi^2$	$P > 0.05$	174.697 ( $P = 0.076 > 0.05$ ) $df = 87$	115.977 ( $P = 0.135 > 0.05$ ) $df = 69$	适配
RMR	$< 0.05$	1.175	0.02	适配
RMSEA	$< 0.08$	0.059	0.048	适配
GFI	$> 0.90$	0.935	0.947	适配
AGFI	$> 0.90$	0.898	0.919	适配
增值适配度指数				
NFI	$> 0.90$	0.867	0.932	适配
RFI	$> 0.90$	0.816	0.978	适配
IFI	$> 0.90$	0.928	0.924	适配
TLI	$> 0.90$	0.898	0.906	适配
GFI	$> 0.90$	0.926	0.921	适配
简约适配度指数				
PGFI	$> 0.50$	0.598	0.622	适配
PNFI	$> 0.50$	0.628	0.631	适配
PCFI	$> 0.50$	0.672	0.699	适配
CN	$> 200$	201	227	适配
$\chi^2 / df$	若 $< 2$ , 优秀 若 $< 5$ , 良好	2.088	1.681	适配
AIC	理论模型值小于独立模型值, 且同时小于饱和模型值	272.00 $<$ 272.697 272.697 $<$ 1342.689	187.977 $<$ 210.000 187.977 $<$ 717.378	适配
CAIC	理论模型值小于独立模型值, 且同时小于饱和模型值	502.359 $<$ 909.429 502.359 $<$ 1417.68	356.708 $<$ 909.429 356.708 $<$ 782.995	适配

注:  $\chi^2$  为适配度卡方值; RMR 为残差均方和平方根; RMSEA 为渐进残差均方和平方根; GFI 为适配度指数; AGFI 为调整后适配度指数; NFI 为规范适配指数; RFI 为相对适配指数; IFI 为增值适配指数; TLI: 非规范适配指数; CFI 为比较适配指数; PGFI 为简约适配指数; PNFI 为简约调整后适配指数; CN 为临界样本数; PCFI 为简约比较适配指数;  $\chi^2 / df$  为卡方自由度比; AIC 为 Akaike 讯息效标; CAIC 为 AIC 指标的调整值

表 6 增加路径估计值  
Tab.6 Estimate of append way

路径	非标准化的回归系数	估计参数的标准误	P
e4↔e10	0.944 **	0.281	* *
e4↔e17	0.001 **	0.011	* *
e5↔e9	-0.093 ***	0.035	* * *

注: \* \* \* 为  $P < 0.01$ ; \* \* 为  $P < 0.05$

验,呈较高正值。农户家庭承包耕地数量是按照家庭户口成员数量划分的,所以农户家庭人口总数与耕地数量呈高度的正相关。

增加路径 e4↔e17,通过 5% 水平下的显著性检验,回归系数为 0.001,一定程度上说明家庭人口数量的增加可能直接会提高农户对休耕地进行管护的意愿,特别是对于从事农业人员比重较高的农户家庭,充足的劳动力是进行保护休耕地活动最基础的物质条件。

增加路径 e5↔e9,通过 1% 水平下的显著性检验,且为负值,说明农户家庭非农工作者数量与对休耕地管护技术了解程度呈现负相关关系。家庭中从事非农工作的人员大部分常年在外务工,长期远离农村生产活动,对耕地管理、作物种植等都不甚了解,没有机会深入了解休耕地的管护技术与要求。

4 结果分析

4.1 模型的假说检验

本研究利用 SEM 模型中的最大似然估计法 (Maximum Likelihood, ML) 对概念模型中的 9 个假说进行验证(表 7)。研究最初的 9 个假说中,  $H_1$ 、 $H_8$  未通过显著性检验。对于假说  $H_1$ ,研究选取“年龄、是否为党员、是否为村干部”构成“农户特征”维度,说明农户对于自我身份认同与政策认同并不完全一致,可能更多地从经济的角度去选择是否愿意

表 7 假说检验结果

Tab.7 Hypothesis test results

研究假说				非标准化的回归系数	估计参数的标准误	标准化的回归系数	P	接受/拒绝
H <sub>1</sub>	管护意愿(WII)	←	农户特征(FC)	-0.013	0.082	-0.044	ns	拒绝
H <sub>2</sub>	管护行为(BEH)	←	农户特征(FC)	0.001	0.062	0.004	* *	接受
H <sub>3</sub>	管护意愿(WII)	←	家庭特征(FHC)	0.156	0.024	0.062	* *	接受
H <sub>4</sub>	管护行为(BEH)	←	家庭特征(FHC)	0.009	0.423	0.001	* *	接受
H <sub>5</sub>	管护意愿(WII)	←	认知意识(MC)	0.435	0.207	0.516	0.076	接受
H <sub>6</sub>	管护行为(BEH)	←	认知意识(MC)	0.283	0.173	0.038	0.092	接受
H <sub>7</sub>	管护意愿(WII)	←	耕地状况(CLC)	0.034	0.144	0.007	* *	接受
H <sub>8</sub>	管护行为(BEH)	←	耕地状况(CLC)	-0.029	0.085	-0.001	ns	拒绝
H <sub>9</sub>	管护行为(BEH)	←	管护意愿(WII)	0.799	0.141	0.089	* * *	接受

注: \* \* \* 为  $P < 0.01$ ; \* \* 为  $P < 0.05$ ; ns 为在 0.1 的水平上不显著

管护休耕地。对于假说 H<sub>8</sub>,耕地利用状况选取“耕地面积、粮食播种比例、耕地破碎度”3 个指标测度其对休耕地管护行为的影响程度。研究区位于平坦开阔华北平原,以种植“夏玉米—冬小麦”为主,种植结构一致性程度高,耕地破碎度较低,虽然对管护意愿产生影响,但明显影响程度不高,标准化后的回归系数仅为0.007;对于受访农户选择去进行“种植绿肥”或“翻耕”等实际行为时,表现出较低的相关程度,未达到统计学显著水平。

4.2 管护意愿及行为影响因素分析

农户特征(FC)潜在变量中,年龄(FC1)的标准化回归系数为-0.374,其绝对值较高,说明农户在选择是否对休耕地进行管护时,主要考虑的是年龄的高低,而年龄较大程度地决定了农户的劳动力水平和认识新事物的能力(表8)。年轻的农村劳动力更加有能力去管护休耕的土地。党员身份(FC2)和村干部身份(FC3)的标准化回归系数仅为0.129和0.001,表明农户身份的差别对休耕地管护的差异选择影响较低。

家庭特征(FHC)潜在变量中,家庭非农就业数量(FHC2)和家庭收入(FHC3)的标准化回归系数为负,且绝对值比较高,分别为-0.701和-0.994,非农就业人员的多少和收入的高低较大程度影响休耕地管护的意愿选择和行为发生。对于受访农户来说,非农收入占总收入的比重较高,非农工作人员相对比较高,意味着家庭对耕地的依赖性越低,对耕地的重视程度相对较低。家庭人口数(FHC1)的标准化回归系数为0.646,说明农户家庭总人数增加1个单位,休耕地管护的意愿或休耕地管护行为发生的可能性会提高0.646个单位。

认知意识(MC)潜在变量中,农户心中的耕地保护责任人(MC1)、对休耕政策的满意程度(MC2)、对休耕地管护技术的了解程度(MC3)的标准化回归系数均为正,分别为0.489、0.276、0.076,表明农户把自身作为耕地保护的主体责任人时,对休耕地管护的态度更积极;对休耕政策的满意程度越高,越会去学习管护知识,管护休耕地;在对耕地管护有一定程度的了解后,会更加倾向去管理自己的休耕地。

在耕地状况(CLC)潜在变量中,耕地面积(CLC1)、粮食种植比例(CLC2)的标准化回归系数为正,分别为0.165和0.016,耕地面积越大或粮食种植比例越高,说明农业生产对于农户家庭的重要性越高,越容易驱使农户去管理休耕的土地。耕地破碎度(CLC3)的标准化回归系数为-0.634,表明耕地破碎度与管护意愿、管护行为呈负相关,耕地地块越破碎,农户打理耕地的难度越高,花费时间越长,耕地破碎度每提高1个单位,休耕地管护的意愿或休耕地管护行为发生的可能性会降低0.634个单位。

在休耕地管护意愿(WII)潜在变量中,无经济补偿的管护意愿(WII1)和有经济补偿的管护意愿(WII2)的标准化回归系数分别为0.649和0.860,表明农户在有经济补偿的情况下,选择管护的态度更加积极。

在休耕地管护行为(BEH)潜在变量中,翻耕(BEH1)和种植绿肥(BEH2)的标准化回归系数分别为0.880和0.061,表明农户在选择如何管护休耕地时,更加倾向于易实施的翻耕,对种植绿肥方式关注度较低。

chinaXiv:202001.00049v1



表 8 观察变量荷载表

Tab.8 Loading of observed variable

路径	非标准 化回归 系数	估计参 数的标 准误差	标准化 回归 系数	P
FC1 ← 农户特征(FC)	1.000		-0.374	
FC2 ← 农户特征(FC)	0.054	0.335	0.129	**
FC3 ← 农户特征(FC)	0.009	0.189	0.001	**
FHC1 ← 家庭特征(FHC)	0.350	0.420	0.646	***
FHC2 ← 家庭特征(FHC)	1.000		-0.701	
FHC3 ← 家庭特征(FHC)	0.678	0.147	-0.994	***
MC1 ← 认知意识(MC)	1.000		0.489	
MC2 ← 认知意识(MC)	-0.471	0.169	0.276	**
MC3 ← 认知意识(MC)	0.344	0.369	0.076	**
CLC1 ← 耕地状况(CLC)	1.000		0.165	
CLC2 ← 耕地状况(CLC)	6.045	7.507	0.016	**
CLC3 ← 耕地状况(CLC)	-169.852	604.140	-0.634	*
WII1 ← 管护意愿(WII)	1.000		0.649	
WII2 ← 管护意愿(WII)	1.498	0.127	0.860	***
BEH1 ← 管护行为(BEH)	1.000		0.880	
BEH2 ← 管护行为(BEH)	-0.012	0.179	0.061	**

注:\*\*\*为 $P<0.01$ ;\*\*为 $P<0.05$ ;\*为 $P<0.1$

5 结论与建议

5.1 结论

本研究将河北省邢台市 12 个村的调研数据进行整合和分析,提出研究假说,利用已有经验和研究基础构建结构方程模型,再带入调研数据,能够同时处理自变量与因变量的共变关系,准确估计各潜在变量之间的影响程度及观察变量在各潜在变量上的荷载,增强了模型的解释力,弥补 logistics 模型和 probit 模型仅关注各指标变量对因变量的缺憾,对于农户参与其他政策性涉农事务意愿、行为及影响因素的建模研究有一定借鉴意义。本文主要得到以下结论:

(1) 有无经济补偿对农户休耕管护意愿影响较大。无经济补偿前提下,26.44% 受访农户愿意对休耕地进行管护,73.56% 受访农户不愿意管护。有经济补偿前提下,53.55% 受访农户愿意对休耕地进行管护,46.45% 受访农户不愿意管护。休耕地管护意愿产生及行为发生的主要原因仍是能否获得经济补偿、认知程度以及农业生产对家庭的重要性。而不愿意管护的原因集中在劳动力缺失、家庭对耕地依赖程度低等。

(2) 影响农户对休耕地管护的意愿和行为的潜

在变量不尽相同,但认知意识对两者均起较大作用。家庭特征、认知意识、耕地状况均对农户管护意愿产生显著影响,其中认知意识对农户休耕地管护的意愿影响最大,其次是家庭特征、耕地利用状况。农户特征、家庭特征、认知意识对农户管护行为产生显著影响,其中农户认知意识对管护行为的发生影响最大,其次是农户特征、家庭特征。

(3) 在观察变量层面,党员身份、村干部身份、家庭总人数、农户心中的耕地保护责任人、对休耕政策的满意程度、对休耕地管护技术的了解程度、耕地面积、粮食种植比例对休耕地管护意愿及行为产生正向影响;农户年龄、非农就业劳动力数量、家庭收入、耕地破碎度对休耕地管护意愿及行为产生负向影响。

休耕地管护是农户在农业生产、保护耕地等事务中重要的一环,是否管护休耕地对于农户来说有其较强的主观性。现有文献大都关注休耕制度本身的设计及实践,本文通过以上分析文章剖析了影响其管护意愿及行为的因素,深化了对农户休耕地管护的意愿及行为的理解,拓展了耕地休耕制度研究的内涵,为耕地休耕制度长久落地实施提供参考。除上述指标变量外,国家政策变化、耕地产出能力变化等也会成为农户进一步抉择的考虑因素,所以也将成为将来休耕地管护意愿及行为研究的重点方向。

5.2 建议

基于上述结论,为提高农户对休耕地管护的意愿,积极践行休耕地管护的措施,保护耕地产能及功能,提出以下建议:

(1) 拓宽休耕政策、休耕地管护政策的宣传渠道,提高农户对政策及其带来好处的认知程度,有利于农户选择休耕地管护。受访农户中仍有不少人认为耕地保护的主体责任人是政府,应进一步加强农户自身的保护责任意识建设,建立“谁耕种,谁负责”的管理模式,帮助农户认识休耕地管护是经济与生态双赢。

(2) 完善耕地休耕的补偿方式,因地制宜制定补偿标准,适当提高休耕地管护的补贴金额。现阶段的补偿主要集中在因休耕而无法进行农业种植产生的损失,并未考虑休耕之后的若干时间内耕地管护的成本应该由谁来承担。如果能够将休耕补偿的金额中剥离一部分作为后期管护的补贴,或者单独给予农户管护的补偿,能够直接激发农户对休耕地



管护的热情。

(3) 加强休耕地管护技术及要求的培训,挖掘耕地管护的新模式。具备管护知识的农户进行自我管护是最节省组织成本的方式,应该不定期更新管护的技术标准及要求,积极引导农户学习管护技术。在大部分农户自我管护响应低的区域,实行“内消化”机制:即限定区域内,不愿意管护的农户让渡管护权利及收益权利;进一步尝试有偿的“集体管护”,引进企业进入合作社的形式进行管护,将不愿意自我管护的农户的管护补偿转换支付给企业,防止耕地休耕无人管理的现象发生。

## 参考文献 (References)

- [1] 田富强. 产量红线与耕地红线耦合研究[J]. 干旱区地理, 2017, 40(3): 640 - 646. [TIAN Fuqiang. Coupling of yield red-line and cultivated land red-line[J]. Arid Land Geography, 2017, 40(3): 640 - 646. ]
- [2] 江娟丽, 杨庆媛, 阎建忠. 耕地休耕的研究进展与现实借鉴[J]. 西南大学学报: 自然科学版, 2017, 39(1): 165 - 171. [JIANG Juanli, YANG Qingyuan, YAN Jianzhong. Research progress and realistic role for reference in farmland fallowing[J]. Journal of Southwest University (Natural Science Edition) 2017, 39(1): 165 - 171. ]
- [3] 张全景, 欧名豪, 王万茂. 中国土地用途管制制度的耕地保护绩效及其区域差异研究[J]. 中国土地科学, 2008, 22(9): 10 - 15. [ZHANG Quanjing, OU Minghao, WANG Wanmao. Study of cultivated land preservation performance of land use control system and its regional differences in China[J]. China Land Science, 2008, 22(9): 10 - 15. ]
- [4] KASHIAN R, SKIDMORE M. Preserving agricultural land via property assessment policy and the willingness to pay for land preservation[J]. Economic Development Quarterly: The Journal of American Economic Revitalization, 2002, 16(1): 75 - 87.
- [5] ANDROKOVICH R, DESJARDINS I, TARZWELL G, et al. Land preservation in British Columbia: An empirical analysis of the factors underlying public support and willingness to pay[J]. Journal of Agricultural & Applied Economics, 2008, 40(3): 999 - 1013.
- [6] GREINER R. Motivations and attitudes influence farmers' willingness to participate in biodiversity conservation contracts[J]. Agricultural Systems, 2015, 137: 154 - 165.
- [7] CHRISTENSEN T, PEDERSEN A B, NIELSEN H O, et al. Determinants of farmers' willingness to participate in subsidy schemes for pesticide-free buffer zones: A choice experiment study[J]. Ecological Economics, 2011, 70(8): 1558 - 1564.
- [8] 望晓东, 魏玲. 耕地生态价值支付意愿的影响因素实证研究——基于武汉市的实地调查[J]. 生态经济, 2015, 31(8): 121 - 124. [WANG Xiaodong, WEI Ling. A research on influencing factors of willingness to pay for ecosystem services of cultivated land: Base on field investigation in Wuhan City[J]. Ecological Economy, 2015, 31(8): 121 - 124. ]
- [9] 马爱慧, 张安录. 选择实验法视角的耕地生态补偿意愿实证研究——基于湖北武汉市问卷调查[J]. 资源科学, 2013, 35(10): 2061 - 2066. [MA Aihui, ZHANG Anlu. Cultivated land ecological compensation willingness based on choice experiments[J]. Resources Science, 2013, 35(10): 2061 - 2066. ]
- [10] 杨美玲, 朱志玲, 任凯丽. 限制开发生态区农户生态补偿参与意愿及其影响因素——以宁夏盐池县为例[J]. 干旱区地理, 2018, 41(3): 202 - 210. [YANG Meiling, ZHU Zhiling, REN Kai-li. Farmers' participation and influencing factors in payments for environmental services in limited developing ecological zones: A case of Yanchi County in Ningxia Province[J]. Arid Land Geography. 2018, 41(3): 202 - 210. ]
- [11] 王喜, 梁流涛, 陈常优. 不同类型农户参与耕地保护意愿差异分析——以河南省传统农区周口市为例[J]. 干旱区资源与环境, 2015, 29(8): 52 - 56. [WANG Xi, LIANG Liutao, CHEN Changyou. The willingness of cultivated land protection for different households[J]. Journal of Arid Land Resource and Environment. 2015, 29(8): 52 - 56. ]
- [12] 陈志刚, 黄贤金, 卢艳霞, 等. 农户耕地保护补偿意愿及其影响机理研究[J]. 中国土地科学, 2009, 23(6): 20 - 25. [CHEN Zhigang, HUANG Xianjin, LU Yanxia, et al. The willingness to accept of farm households for preserving farmland and its driving mechanism[J]. China Land Science, 2009, 23(6): 20 - 25. ]
- [13] 陈美球, 邓爱珍, 周丙娟, 等. 资源禀赋对农户耕地保护意愿的实证分析[J]. 农村经济, 2007, (6): 28 - 31. [CHEN Meiqiu, DENG Aizhen, ZHOU Bingjuan, et al. An empirical analysis of the resource endowment's willingness to protect farmers' cultivated Land[J]. Rural Economy, 2007, (6): 28 - 31. ]
- [14] 李广东, 邱道持, 王利平, 等. 生计资产差异对农户耕地保护补偿模式选择的影响——渝西方山丘陵不同地带样点村的实证分析[J]. 地理学报, 2012, 67(4): 504 - 515. [LI Guangdong, QIU Daochi, WANG Liping, et al. Impacts of difference among livelihood assets on the choice of economic compensation pattern for farmer households' farmland protection in Chongqing City[J]. Acta Geographica Sinica, 2012, 67(4): 504 - 515. ]
- [15] 李海燕, 蔡银莺. 生计资本对农户参与耕地保护意愿的影响——以成都市永安镇、金桥镇、崇州市江源镇为例[J]. 冰川冻土, 2015, 37(2): 545 - 554. [LI Haiyan, CAI Yinying. The influence of livelihood capital on intention of protecting cultivated land of farmers: A case study in the three towns in Chengdu area[J]. Journal of Glaciology and Geocryology, 2015, 37(2): 545 - 554. ]
- [16] 周小平, 席炎龙, 钟玲. 农户耕地保护意愿影响因素研究[J]. 地域研究与开发, 2017, 36(1): 164 - 169. [ZHOU Xiaoping, XI Yanlong, ZHONG Ling. Study on the influence factors of farmers' willingness to protect cultivated land[J]. Areal Research and Development[J]. 2017, 36(1): 164 - 169. ]

- [17] 郝海广,李秀彬,田玉军,等.农牧交错区农户耕地流转及其影响因素分析[J].农业工程学报,2010,26(8):302-307. [HAO Haiguan, LI Xiubing, TIAN Yujun, et al. Farmland use right transfer and its driving factors in agro-pastoral interlaced region [J]. Transactions of the CSAE, 2010, 26(8): 302-307. ]
- [18] 翟辉,杨庆媛,焦庆东,等.农户土地流转行为影响因素分析——以重庆市为例[J].西南师范大学学报(自然科学版),2011,36(2):175-181. [ZHAI Hui, YANG Qingyuan, JIAO Qingdong, et al. Analysis of factors influencing farmers behavior about rural land transfer [J]. Journal of Southwest Normal University (Natural Science Edition), 2011, 36(2): 175-181. ]
- [19] 钟涨宝,汪萍.农地流转过程中的农户行为分析——湖北、浙江等地的农户问卷调查[J].中国农村观察,2003,(6):55-64. [ZHONG Zhangbao, WANG Ping. Analysis of farmers' behavior in the process of farmland transfer: A survey of farmers in Hubei and Zhejiang [J]. China Rural Survey, 2003, (6): 55-64. ]
- [20] 吴九兴,杨钢桥.农地整理项目后期管护.农民投资意愿及额度[J].长江流域资源与环境,2014,23(2):205-212. [WU Jixing, YANG Gangqiao. Farmers' willingness of investment and credit in agricultural land consolidation project post-management and maintenance [J]. Resources and Environmental in the Yangtze Basin, 2014, 23(2): 205-212. ]
- [21] 王发荣.土地整治项目后期管护措施探讨[J].中国土地,2013,(1):34-35. [WANG Farong. Discussion of management and maintenance of land consolidation project [J]. China Land, 2013, (1): 34-35. ]
- [22] 汪文雄,杨钢桥,李进涛.农地整理项目后期管护效率的影响因素实证研究[J].资源科学,2010,32(6):1169-1176. [WANG Wenxiong, YANG Gangqiao, LI Jintao. An empirical analysis of factors influencing the efficiency of the final management and maintenance of rural land consolidation [J]. Resource Science, 2010, 32(6): 1169-1176. ]
- [23] 蔡荣.管护效果及投资意愿:小型农田水利设施合作供给困境分析[J].南京农业大学学报(社会科学版),2015,(4):78-86. [CAI Rong. Maintaining effect and funding willingness: Empirical analysis on collective supply willingness of farmland irrigation canals in rural community [J]. Journal of Nanjing Agricultural University (Social Science Edition), 2015, (4): 78-86. ]
- [24] 赵微.基于制度构成理论的农地整理建后管护的农民意愿研究[J].中国土地科学,2015,29(9):89-96. [ZHAO Wei. Farmers' willingness of supervising and maintaining land consolidation based on institution structure theory [J]. China Land Science, 2015, 29(9): 89-96. ]
- [25] 汪文雄,杨钢桥,李进涛.农户参与农地整理项目后期管护意愿的影响因素研究[J].中国土地科学,2010,24(3):42-47. [WANG Wenxiong, YANG Gangqiao, LI Jintao. Empirical analysis on the factors that influence the willingness of farmer households to participate in the final management and maintenance in later stages of land consolidation projects [J]. China Land Science, 2010, 24(3): 42-47. ]
- [26] 李佩恩,杨庆媛,范焱,等.基于SEM的农村居民点整治中农户意愿影响因素——潼南县中渡村实证[J].经济地理,2016,36(3):162-169. [LI Pei'en, YANG Qingyuan, FAN Yao, et al. Influence factors of farmers' willingness in rural residential land consolidation based on SEM: An empirical study of Zhongdu village, Tongnan County [J]. Economic Geography, 2016, 36(3): 162-169. ]
- [27] 李超显,彭福清,陈鹤.流域生态补偿支付意愿的影响因素分析——以湘江流域长沙段为例[J].经济地理,2012,32(4):132-137. [LI Chaoxian, PENG Fuqing, CHEN He. Analysis of the influencing factors for willingness to pay of payment for ecosystem service of river basin: A case of Changsha reach of Xiangjiang River [J]. Economic Geography, 2012, 32(4): 132-137. ]
- [28] 王岩,杨俊孝.西部地区农村劳动力转移对农用地流转意愿的影响——以新疆玛纳斯为例[J].干旱区地理,2015,38(2):411-419. [WANG Yan, YANG Junxiao. Impact of rural labor migration behavior on farmers' willingness of farmland transfer in western China: A case of Manas in Xinjiang [J]. Arid Land Geography, 2015, 38(2): 411-419. ]
- [29] 吴明隆.结构方程模型:AMOS的操作与应用[M].重庆:重庆大学出版社,2009:176-202. [WU Minglong. Structural equation model: Operations and applications of AMOS [M]. Chongqing: Chongqing University Press, 2009: 176-202. ]
- [30] 易丹辉.结构方程模型:方法与应用[M].北京:中国人民大学出版社,2008:80-97. [YI Danhui. Structural equation model: Methods and applications [M]. Beijing: China Renmin University Press, 2008: 80-97. ]

## Farmers' willingness and behavior in managing and protecting the fallow land based on SEM: A case study of Xingtai, Hebei

YANG Ren-hao<sup>1,2</sup>, YANG Qing-yuan<sup>1,2</sup>, YIN Wen<sup>1,2</sup>, LI Yuan-qing<sup>1,2</sup>

(1 School of Geographical Science, Southwest University, Chongqing 400715, China;

2 Green Low Carbon Development Research Institute, Southwest University, Chongqing 400715, China)

**Abstract:** Cultivated land is the most important resource for agricultural production development. Along with the rapid urbanization process recently, cultivated land resources in China are faced with many problems such as quantity reduction, quality decline, and ecological degradation, which means the protection and utilization methods of cultivated land need to be transformed. The implementation of land fallowing is an important means to maintain soil quality and restore soil fertility. As the direct user of cultivated land, farmers are an important subject of fallow management. Identifying the influencing factors of farmers' willingness and behavior on fallow management and protection is of great significance for promoting the implementation of fallowing system. In this paper, a structural equation model (SEM) was set up using the sample of 12 villages of 2 towns in Xingtai, Hebei Province, China, including 4 latent variables (household characteristics, family characteristics, cognitive characteristics, awareness of the utilization of cultivated land factors). Apart from above 4 latent variables, there were another 2 latent variables (represent farmers' willingness and behavior) and 12 observable variables (age of farmer, the Communist Party membership, village cadre status, number of family members, number of non-agricultural employments of family, family income, farmland protection responsibilities in farms' mind, satisfaction degree of fallow policy, understanding degree of fallow land management and protection technology, farmland area, grain planting proportion, land fragmentation). This SEM was used to analyze the farmers' willingness and behavior of the management and protection of fallow land. There are three main findings. First, economic compensation is an important factor for farmer's choice on managing and protecting fallow land. Specifically, 26.44% of the farmers were willing to manage the fallow land without economic compensation, while 53.55% of the farmers are willing to manage fallow land with economic compensation. Second, cognitive consciousness has most important impact on willingness and behavior of the fallow land management and protection. For the farmers' management and protection willingness, family characteristics, cognitive consciousness, status of farmland has a significant impact. For farmers' management and protection behavior, farmers' characteristics, family characteristics and cognitive awareness have a significant impact. Finally, the index variables including the Communist Party membership, village cadre status, number of family members, farmland protection responsibilities in farms' mind, satisfaction degree of fallow policy, understanding degree of fallow land management-protected technology, farmland area, and grain planting proportion have a positive impact on fallow land management and protection willingness and behavior. The index variables including age of farmer, number of non-agricultural employments of family, family income, land fragmentation have a negative influence on the willingness and behavior. Based on the main findings, there are several policy implications. First, broadening the propaganda approaches of land fallowing policy and land management and protection policy is significant to promote farmers' choice of management and protection on fallowing cultivated land. Second, to foster enthusiasm of farmers' spontaneous management and protection of fallowing land, it is fundamentally important to give enough compensation for them. Finally, it is also of significance to strengthen farmers' training on the management and protection of fallow land and dig out new approaches for managing fallowing land in the future.

**Key words:** fallow farmland management and protection; farmers' willingness; behavior; SEM; Xingtai